

# Lohngerechtigkeit und Geschlechterdiskriminierung: Experimentelle Evidenz

Ben Jann

ETH Zürich  
Professur für Soziologie  
ETH Zentrum SEW E 28  
CH-8092 Zürich

E-Mail: [jann@soz.gess.ethz.ch](mailto:jann@soz.gess.ethz.ch)

12. Mai 2003

## Abstract

Auch heute noch bestehen empirisch nachweisbare Einkommensungleichheiten zwischen Frauen und Männern, von denen angenommen werden muss, dass sie zumindest teilweise aufgrund diskriminierender Praktiken zustande kommen. Trotz des auf Verfassungsebene verankerten Grundsatzes, gleichwertige Arbeit mit gleichem Lohn zu vergüten (Art. 8 Abs. 3 BV), zeigen die Analysen eines im Rahmen der Befragung „Ungleichheit und Gerechtigkeit 2001“ (SUGS 01) realisierten Vignetten-Experiments, dass Frauen bei gleicher beruflicher und familiärer Situation auch normativ tendenziell weniger Lohn zugestanden wird – bemerkenswerterweise sogar unabhängig vom Geschlecht der bewertenden Person. Unterschiedliche Bewertungsmassstäbe für Frauen und Männer sind offensichtlich derart stark in unserer Gesellschaft verankert, dass sie entgegen jedem rationalen Kalkül selbst von den Frauen immer noch getragen werden.

# Inhaltsverzeichnis

<b>1</b>	<b>Einleitung</b>	<b>2</b>
<b>2</b>	<b>Daten und Methode</b>	<b>4</b>
<b>3</b>	<b>Ergebnisse</b>	<b>7</b>
<b>4</b>	<b>Diskussion</b>	<b>14</b>
	<b>Literatur</b>	<b>15</b>
	<b>Anhang</b>	<b>17</b>
A.1	Anmerkungen zur Operationalisierung . . . . .	17
A.2	Die Vignetten . . . . .	18
A.3	Artikel 8 der Bundesverfassung . . . . .	19

## 1 Einleitung

Empirische Arbeiten zur ökonomischen Erklärung von Einkommensungleichheiten in der Schweiz weisen darauf hin, dass Frauen und Männer auch heute noch ungleich für Erwerbsarbeit entlohnt werden. Die Arbeiten stützen auf die Humankapitaltheorie ab (Becker 1993, Mincer 1974, zusammenfassend z. B. Franz 1996, Willis 1992), die Einkommen in erster Linie als Funktion von Bildung und Berufserfahrung darstellt. Je nach Daten und Berechnungsart besteht auch unter Kontrolle dieser Grössen (und ggf. einiger weiterer Variablen) eine mehr oder minder grosse unerklärte Diskrepanz zwischen den Löhnen von Frauen und Männern (vgl. z. B. Kugler 1988, Diekmann und Engelhardt 1995, Bonjour 1997, Henneberger und Sousa-Poza 1999, Bundesamt für Statistik 2000). Die Annahme ist nicht von der Hand zu weisen, dass die Diskrepanz zumindest teilweise aufgrund diskriminierender Praktiken (z. B. durch die Arbeitgeber) zustande kommt.

Gleichzeitig besteht in der Schweiz die auf Verfassungsebene festgeschriebene Norm der Gleichbehandlung von Frauen und Männern. So steht in der Bundesverfassung der Schweizerischen Eidgenossenschaft vom 18. April 1999:

„Mann und Frau sind gleichberechtigt. Das Gesetz sorgt für ihre rechtliche und tatsächliche Gleichstellung, vor allem in Familie, Ausbildung und Arbeit. *Mann und Frau haben Anspruch auf gleichen Lohn für gleichwertige Arbeit.*“ (Art. 8 Abs. 3 BV; Hervorhebung nicht im Original; zum vollständigen Artikel 8 vgl. Anhang)<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup>Ein entsprechender Absatz wurde mit folgendem Wortlaut bereits 1981 in die Bundesverfassung vom 29. Mai 1874 eingefügt (Art. 4 Abs. 2): „Mann und Frau sind gleichberechtigt. Das Gesetz sorgt für ihre Gleichstellung, vor allem in Familie, Ausbildung und Arbeit. Mann und Frau haben Anspruch auf gleichen Lohn für gleichwertige Arbeit.“ Es handelt sich um den Gegenvorschlag des Bundesrats zur Ende 1976 eingereichten Initiative „Gleiche Rechte für Mann und Frau“, der am 14. Juni 1981 durch Volk und Stände mit einem Ja-

Unterschiedliche Löhne für Frauen und Männer sind also laut Bundesverfassung nur gerechtfertigt, wenn verschiedenartige Arbeit geleistet wird, d. h. ökonomisch ausgedrückt, wenn sich die Produktivität unterscheidet. Dies wäre z. B. gegeben, wenn bei gleichem Anforderungsprofil unterschiedliche Arbeitsleistung erbracht würde. Produktivitätsunterschiede können aber auch über berufliche Segregation vermittelt sein, d. h. wenn sich das eine Geschlecht stärker auf Berufe mit geringeren Anforderungen konzentrieren würde. Es wäre dann allerdings zu überlegen, ob und inwieweit schon bei der Berufswahl diskriminierende Prozesse wirksam sein können.

Das Nebeneinander von empirischen Befunden der Geschlechterdiskriminierung und dem Verfassungsgrundsatz der Gleichbehandlung wirft die Frage auf, ob zwischen der tatsächlichen Entlohnungspraxis und der gesellschaftlich als gerecht eingestuften Einkommensbemessung eine Diskrepanz besteht, ob also bezogen auf das Geschlecht der Erwerbspersonen eine *ungerechte* Einkommensverteilung vorliegt. Die Frage ist nicht trivial und es lassen sich verschiedene Antworten aufführen:

- Es besteht keine Diskrepanz; Frauen werden bei der Entlohnung (und Berufswahl) nicht benachteiligt, die empirischen Modelle sind einzig nicht fortgeschritten genug, um die Produktivitätsunterschiede adäquat abzubilden. Ein Ansatz, der in diese Richtung geht, wird von Becker (1985) verfolgt. Becker argumentiert, dass der Arbeitseinsatz (work effort) von Frauen im Erwerbsleben aufgrund der tendenziell grösseren Verpflichtungen im Haushalt geringer sein könnte, was sich in einer geringeren Arbeitsleistung und einer stärkeren Konzentration auf Berufe mit geringem Anforderungsprofil äussern würde. Handfeste empirische Befunde, die diese These unterstützen, liegen allerdings bisher keine vor (vgl. Bielby und Bielby 1988, Engelhardt und Jann 2002). Laborexperimente zur Messungen des objektiven Arbeitseinsatzes und der Arbeitseffizienz weisen sogar darauf hin, dass Frauen im Mittel ausdauernder, korrekter und effizienter arbeiten als Männer, sich aber bezüglich der Selbsteinschätzung ihrer Arbeitsleistung nicht von den Männern unterscheiden (z. B. Major et al. 1984).
- Es besteht eine Diskrepanz; Frauen werden für gleichwertige Arbeit tatsächlich schlechter bezahlt als Männer, was der Norm der Gleichbehandlung widerspricht und gemeinhin als ungerecht betrachtet wird. Es liegt also eine ungerechte Einkommensverteilung vor und es besteht Handlungsbedarf, diesen Missstand zu beheben.
- Eine Diskrepanz besteht nur teilweise; Frauen werden zwar in Widerspruch zur Verfassungsnorm für gleichwertige Arbeit tatsächlich schlechter bezahlt als Männer, dies wird aber nicht oder nur bedingt als ungerecht empfunden. Die Aufnahme des Gleichberechtigungsartikels in die Bundesverfassung erfolgte nach formalem Mehrheitsentscheid der stimmberechtigten Bevölkerung. Man sollte somit davon ausgehen können, dass der Gleichbehandlungsgedanke von der Bevölkerung im Allgemeinen unterstützt wird. Immerhin wurde die Vorlage zum Abstimmungszeitpunkt jedoch auch von rund 40 % der Stimmenden abgelehnt. Zudem besteht die Möglichkeit einer systematischen

---

Stimmen-Anteil von 60.3 % (und 14 3/2 zu 6 3/2 Ständen) angenommen wurde (vgl. Müller 1996). Die Initiative wurde nach Unterbreitung des Gegenvorschlags zurückgezogen.

Verzerrung der Zustimmungquote aufgrund der äusserst tiefen Stimmbeteiligung (die Annahme der Vorlage erfolgte bei einer Stimmbeteiligung von 33 % faktisch aufgrund der Zustimmung von nur gerade 20 % der Stimmberechtigten). Die Abstimmungsergebnisse lassen somit nicht zwingend den Schluss zu, dass die Gleichstellungsnorm in der Bevölkerung tatsächlich breit abgestützt ist.

Unabhängig von diesen Bedenken gilt es auch Folgendes zu berücksichtigen: kognitive oder geäusserte Gerechtigkeitsvorstellungen müssen nicht unbedingt mit dem Gerechtigkeitsempfinden übereinstimmen. Auch wenn jemand im direkten Vergleich eine Einkommensdiskrepanz zwischen Frauen und Männern verurteilt, können sich die durch diese Person in getrennter Betrachtung als angemessen oder gerecht empfundenen Löhne für Frauen und Männer unterscheiden (was indirekt in einer „gerechten“ Einkommensdiskrepanz resultiert). Es kann dann höchsten von einer „scheinbaren“ Unterstützung der Gleichberechtigungsnorm gesprochen werden. Zwar wird der Norm vielleicht kognitiv zugestimmt, implizit werden aber trotzdem für Frauen und Männer unterschiedliche Bewertungsmassstäbe angewendet, d. h. die Norm ist nicht oder nur teilweise internalisiert. Es ist dann auch nicht weiter erstaunlich, wenn sie nicht konsequent umgesetzt wird.

Zusammenfassend: Die empirischen Einkommensdiskrepanzen zwischen Frauen und Männern lassen sich möglicherweise dadurch rechtfertigen, dass (a) ein bedeutender Teil der Bevölkerung der Gleichstellungsnorm gar nicht zustimmt und/oder (b) die Gleichberechtigungsnorm nicht vollständig internalisiert ist, d. h. Frauen und Männer noch immer implizit nach unterschiedlichen Bewertungsmassstäben beurteilt werden.

Wir beschäftigen uns in dieser Arbeit mit der letzten dieser Antworten. Insbesondere versuchen wir zu überprüfen, inwieweit die Verfassungsnorm der Gleichberechtigung im subjektiven Gerechtigkeitsempfinden eine Entsprechung findet, d. h. ob Frauen und Männer bezüglich ihres normativ zustehenden Einkommens unterschiedlich bewertet werden und in diesem Sinne von einer „gerechten“ Einkommensdiskrepanz zwischen Frauen und Männern gesprochen werden kann.

Nach der Erläuterung der Untersuchungsmethode werden wir im dritten Abschnitt die empirischen Resultate präsentieren. Im vierten Abschnitt folgt eine kurze Diskussion der Ergebnisse.

## **2 Daten und Methode**

Normen werden häufig mit Hilfe klassischer Einstellungsfragen zu ermitteln versucht. Es wird dabei gefragt, inwieweit man bestimmten Aussagen, die sich direkt (normative Aussagen) oder indirekt (Verhaltensaussagen) auf Normen und deren Eigenschaften beziehen, zustimmt oder nicht. Der Erfolg dieser Methode ist fragwürdig, da sie von den Befragten ein beträchtliches Mass an Reflexion über ihre Meinung verlangt und zudem oft auf relativ allgemeiner und abstrakter Ebene verbleibt.

Sinnvoller erscheint es, direkt normative Bewertungen vornehmen zu lassen und dann Rückschlüsse auf die aktivierten Normen zu ziehen. Eine Methode, die diesem Ansatz folgt, ist die

von Peter H. Rossi entwickelte Vignetten-Analyse (Rossi 1979; die Methode wird auch als der „Faktorielle Survey“ bezeichnet, vgl. z. B. Rossi and Nock 1982, Beck and Opp 2001). Bei dem Verfahren wird den Versuchspersonen eine Anzahl Situationsbeschreibungen (Vignetten) vorgelegt, die auf einer spezifischen Bewertungsskala beurteilt werden müssen. Einige Charakteristika der beschriebenen Situation werden dabei variiert. Es kann dann geprüft werden, ob diese Variationen einen Einfluss auf die Bewertungen ausüben, und es lassen sich Eigenschaften der bei der Bewertung aktivierten Normen ableiten. Um dem in der Survey-Forschung üblichen Problem der Scheinkorrelation entgegenzuwirken, werden die Vignetten (z. B. mit Hilfe eines Zufallsprozesses) so zusammengestellt, dass die Vignetten-Variablen weder untereinander noch mit Eigenschaften der Bewertungspersonen systematisch korrelieren.

Der Ansatz der Vignetten-Analyse mag für viele Fragestellungen angemessen sein. Vor allem im Rahmen der Diskriminierungsforschung stellt sich aber ein weiteres Problem: Die klassische Methode der Einstellungsskalen wie auch die Vignetten-Analyse sind nicht robust gegen Effekte der sozialen Erwünschtheit. Dass bei der Vignetten-Analyse jeweils einer Versuchsperson mehrere Vignetten mit variierenden Elementen vorgelegt werden, eröffnet die Möglichkeit, Alternativen vergleichen und die Bewertungen mit einem sozial erwünschten oder politisch korrekten Antwortverhalten abstimmen zu können (abgesehen davon, dass es für die Befragten sehr ermüdend sein muss, nacheinander eine ganze Reihe ähnlicher Situationen zu beurteilen). Angenommen, es soll die Einkommenssituation einer Person bewertet werden, wobei u. a. das Geschlecht der Person variiert wird. Liegt nun einer Bewertungsperson eine „weibliche“ und eine „männliche“ Vignette vor, kann sie ein politisch korrektes Urteil abgeben, indem sie die beiden Bewertungen einander vorsätzlich angleicht. Das Problem wird vielleicht aufgrund der üblichen Komplexität der Vignetten abgeschwächt: Zwei einer Bewertungsperson vorliegende Vignetten unterscheiden sich i. d. R. in mehreren Elementen, was einen Abgleich der Bewertungen erschwert. Trotzdem erachten wir es als zweckmässig, das Verfahren zu modifizieren und jeder Person nur eine einzige Vignette vorzulegen. Effekte der sozialen Erwünschtheit sollten so weitgehend ausgeschlossen werden.

Abbildung 1 zeigt eine Vignette, wie wir sie in unserem Experiment verwendet haben. Es wird eine Person mit einem bestimmten Monatseinkommen beschrieben, wobei die Einkom-

11. Stellen Sie sich die folgende Situation vor:

*Frau Meier, 32-jährig, ist kaufmännische Angestellte. Sie ist alleinerziehende Mutter von zwei Kindern. Finanziell kommt sie nur knapp über die Runden. Sie arbeitet engagiert und ihre Aufgaben und Pflichten erfüllt sie zur vollen Zufriedenheit ihres Arbeitgebers. Ihr monatliches Bruttoeinkommen beträgt SFr. 4000.–*

Wie stufen Sie das Einkommen der beschriebenen Person ein?

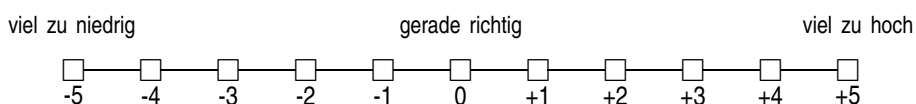


Abbildung 1: Eine Vignette aus dem Experiment (SUGS 01)

menshöhe auf einer Skala von –5 „viel zu niedrig“ bis 5 „viel zu hoch“ bewertet werden soll. Variabel sind die folgenden Komponenten:

- Geschlecht: „weiblich“ (Frau Meier) vs. „männlich“ (Herr Meier)
- Bedürftigkeit: „tief“ (verheiratet in kinderloser Ehe, keine finanziellen Sorgen) vs. „hoch“ (allein erziehend, knappe Finanzen)
- Leistung: „tief“ (mangelhaftes berufliches Engagement, erfüllt Leistungsanforderungen nur knapp) vs. „hoch“ (arbeitet engagiert, erfüllt Leistungsanforderungen zur vollen Zufriedenheit des Arbeitgebers)

Es liegen also drei Vignetten-Variablen bzw. -Faktoren mit je zwei Ausprägungen vor, was  $2 \times 2 \times 2 = 8$  mögliche Vignetten-Konstellationen ergibt (vgl. Anhang). Alter, Beruf und Einkommen werden konstant gehalten.

Die Vignetten-Analyse wurde im Rahmen der schriftlichen Befragung „Ungleichheit und Gerechtigkeit 2001“ des Instituts für Soziologie der Universität Bern durchgeführt (Feldphase: 29.3.2001 bis 3.7.2001). Dem Survey liegt eine Brutto-Zufallsstichprobe im Umfang 1600 Personen der deutschschweizerischen Wohnbevölkerung zu Grunde (ab Alter 18). Es wurde ein zweistufiges Verfahren mit einfacher Zufallsauswahl von Haushalten auf der ersten Stufe und Auswahl der Zielpersonen nach der Geburtstagsmethode auf der zweiten Stufe angewandt. Dies impliziert theoretisch eine Gewichtung mit der Haushaltsgrösse für Analysen auf Personenebene. Kontrollrechnungen zeigen jedoch dass diese Gewichtung für die nachfolgend präsentierten Ergebnisse weitgehend irrelevant ist. Wir verzichten deshalb in unseren Auswertungen auf die Gewichtung. Insgesamt konnten 531 gültige Interviews realisiert werden, was nach Abzug einiger stichprobenneutraler Ausfälle einer Ausschöpfungsquote von 34 % entspricht. Gemäss Vergleich mit der amtlichen Statistik sind Ausländer in der Stichprobe deutlich untervertreten. Zudem liegt ein übermässig hohes Bildungsniveau vor. Zu den Details der Datenerhebung vgl. Jann (2001).

Die Bruttostichprobe wurde per Zufall in acht Experimentalgruppen zu je 200 Personen aufgeteilt. Jeder dieser Gruppen wurde dann eine der acht möglichen Vignetten zugeteilt. Es ist hervorzuheben, dass mit diesem Design sämtliche Anforderungen an ein Experiment erfüllt werden (mehr als eine Experimentalgruppe, Zufallsaufteilung der Versuchspersonen, Variablen werden durch die Forschenden manipuliert). Die Daten besitzen also experimentelle Eigenschaften, soweit nur die Vignetten-Faktoren in Betracht gezogen werden. Das heisst, die Faktoren hängen nicht systematisch mit Eigenschaften der Versuchspersonen zusammen und sind auch untereinander nicht systematisch korreliert. Die bivariaten Effekte der Vignetten-Faktoren auf die Bewertung können abgesehen von Zufallsvariationen und unter dem Vorbehalt, dass anders als in einem Laborexperiment nicht alle Rahmenbedingungen kontrolliert wurden, als kausal interpretiert werden (keine Scheinkorrelationen, die Einflüsse sämtlicher Drittvariablen sind neutralisiert).

Trotz der viel versprechenden Eigenschaften der Vignetten-Analyse sind uns nur drei US-amerikanische Studien bekannt, in denen die Methode auf den Gegenstand der Einkommensgerechtigkeit angewendet wurde. Es handelt sich um die Studien von Jasso und Rossi (1977; Datenerhebung 1974; vgl. auch die Sekundäranalyse von Jasso und Webster 1997), Alves

und Rossi (1978; Datum der Datenerhebung nicht bekannt gegeben) sowie Jasso und Webster (1999; Datenerhebung 1995). In allen drei Studien wurden den Befragten jeweils mehrere Vignetten mit unterschiedlichem Geschlecht präsentiert.

### 3 Ergebnisse

Betrachten wir erst einmal die univariate Verteilung der Einkommensbewertungen. Wie man in Abbildung 2 erkennen kann, wurde die Einkommenshöhe in der Vignette eher etwas zu tief angesetzt. Zwar hat ein Anteil von 27 % der Befragten das spezifizierte Einkommen als „gerade richtig“ bezeichnet und 17 % stuften das Einkommen sogar als zu hoch ein, in der Mehrheit der Fälle fiel die Bewertung jedoch negativ aus. Das heisst, das beschriebene Einkommen wurde im Schnitt als etwas zu tief empfunden. Um welchen Betrag das Einkommen erhöht werden müsste, um eine ausgeglichene Verteilung zu erhalten, lässt sich mit den vorliegenden Daten nicht beantworten. Dies gilt auch für die nachfolgenden Analysen: Um Bewertungsdifferenzen in Einkommenseinheiten ausdrücken zu können, hätte auch das Einkommen zwischen den Vignetten variiert werden müssen.

Zwecks einfacherer Interpretation polen wir die Bewertungsskala für die folgenden Analysen um (die für die weiteren Auswertungen verwendete Skala erstreckt sich also von  $-5 =$  „viel zu hoch“ bis  $5 =$  „viel zu niedrig“). Positive Effekte bedeuten dann, dass das Einkommen stärker als zu tief eingestuft wurde (bzw. schwächer als zu hoch), dass also ein *höheres* Einkommen vorliegen sollte. Kurz: Positive Effekte lassen sich als eine Erhöhung des angemessenen Einkommens interpretieren.

Aufgrund des experimentellen Charakters (Randomisierung der Versuchgruppen) können die Einflüsse der drei Vignetten-Faktoren mit einfachen Mittelwertsvergleichen analysiert werden. Bezüglich aller Variablen sind deutliche und hochsignifikante Effekte festzustellen (Tabelle 1). Zum einen wird Männern mit einer Mittelwertsdifferenz von 0.76 ein höheres Einkommen zugestanden (der Effekt entspricht einer Erhöhung um rund ein Drittel Standardabweichungen auf der Bewertungsskala bzw. einer punkt-biserialen Korrelation von 0.18). Das beschriebene Einkommen wird also für Männer auch bei Kontrolle von Alter, Ausbildung/Beruf, familiärer und finanzieller Situation sowie Leistungsmotivation und Produktivität eher als zu tief eingestuft. Dies widerspricht ganz klar dem in der Verfassung verankerten Grundsatz der Gleichbehandlung der Geschlechter.

Zum anderen zeigen sich für die Variablen „Bedürftigkeit“ und „Leistung“ erwartungsgemässe Effekte. So sollen Alleinerziehende mit knapper Finanzlage ein deutlich höheres Einkommen erhalten als Kinderlose ohne finanzielle Probleme (Mittelwertsdifferenz 1.25, Erhöhung um 0.6 Standardabweichungen auf der Bewertungsskala, punkt-biserielle Korrelation von 0.30). Andererseits soll auch hohe Leistungsmotivation bzw. Produktivität entsprechend honoriert werden (Mittelwertsdifferenz 1.81, Erhöhung um 0.86 Standardabweichungen auf der Bewertungsskala, punkt-biserielle Korrelation von 0.43).

Sofern ein Vergleich überhaupt sinnvoll ist, kann man den Leistungseffekt als mit Abstand am stärksten bezeichnen. Dies steht in Einklang mit dem in unserer Gesellschaft relativ stark verankerten Prinzip der Leistungsgerechtigkeit sowie auch der ökonomischen Theorie, die den Lohn eng an die Produktivität einer Arbeitskraft knüpft. Es ist jedoch bemerkenswert,

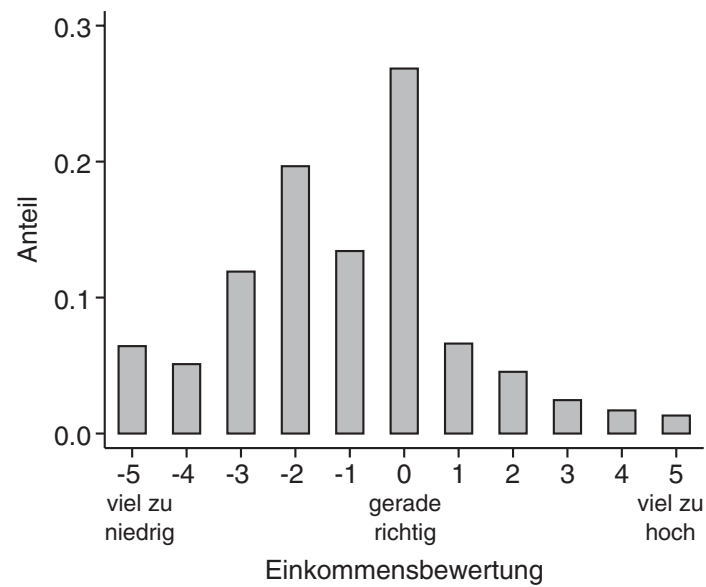


Abbildung 2: Verteilung der Einkommensbewertungen

Tabelle 1: Mittelwertsdifferenzen nach Geschlecht, Bedürftigkeit und Leistung

Faktoren	Mittelwert	Standardabw.	Fallzahl	Differenz	<i>t</i> -Wert	Korrelation
Geschlecht						
– weiblich	0.68	2.15	271	0.76***	4.23	0.18
– männlich	1.43	1.98	258			
Bedürftigkeit						
– tief	0.42	2.08	263	1.25***	7.15	0.30
– hoch	1.67	1.93	266			
Leistung						
– tief	0.19	1.97	280	1.81***	11.03	0.43
– hoch	2.00	1.81	249			
Total	1.05	2.10	529			

Abhängige Variable: umgepolte Einkommensbewertung (–5 = „viel zu hoch“ bis 5 = „viel zu niedrig“)

Signifikanzen: +p < 0.1, \* p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001 (zweiseitig, ungleiche Varianzen)



Tabelle 2: Der Geschlechtseffekt nach Subgruppen

Faktoren		Mittelwerte nach Geschlecht		Fallzahl	Differenz	t-Wert
Bedürftigkeit	Leistung	weiblich	männlich			
tief	tief	-1.04	0.01	142	1.06***	3.59
tief	hoch	0.96	1.95	121	0.99**	3.00
hoch	tief	0.47	1.38	138	0.92**	2.99
hoch	hoch	2.26	2.80	128	0.54 <sup>+</sup>	1.80

Abhängige Variable: umgepolte Einkommensbewertung (-5 = „viel zu hoch“ bis 5 = „viel zu niedrig“)

Signifikanzen: <sup>+</sup>p < 0.1, \*p < 0.05, \*\*p < 0.01, \*\*\*p < 0.001 (zweiseitig, ungleiche Varianzen)

dass trotz des wachsenden Liberalismus der 1990er Jahre auch das Ausmass an Bedürftigkeit als einkommensrelevantes Kriterium angesehen wird. Der Einfluss der familiären und finanziellen Situation ist in dem Experiment zwar schwächer als der Leistungseffekt, er ist aber dennoch deutlich vorhanden. Es stellt sich hier natürlich die Frage nach der Zulässigkeit des Vergleichs: ersten wurden die Variablen „Bedürftigkeit“ und „Leistung“ in dem Experiment nicht genau quantifiziert, zweitens müsste man sich auch bei einer exakten Quantifizierung Gedanken darüber machen, in welcher Art und Weise überhaupt vergleichende Aussagen bezüglich der beiden Dimensionen gemacht werden können. Es erscheint hier deshalb wenig angebracht, von stärkeren und schwächeren Effekten zu sprechen.<sup>2</sup>

Für den Leistungs- und den Bedürftigkeitseffekt können leicht legitimierende Begründungen gefunden werden. Mit Bezug auf den Verfassungsgrundsatz der Gleichbehandlung von Frauen und Männern muss aber der Geschlechtseffekt als diskriminierend im Sinne einer willkürlichen (d. h. nicht legitimierten) Bevorzugung von Männern bzw. Benachteiligung von Frauen bezeichnet werden. Wir wollen uns deshalb hier etwas näher mit diesem Effekt beschäftigen. Angesichts der traditionellen Rollentrennung von Frauen und Männern könnte man argumentieren, dass der Effekt hauptsächlich als *statistische Diskriminierung* in Situationen auftritt, in denen überhaupt eine Rollentrennung möglich ist (d. h. wenn beide Geschlechter im Haushalt vertreten sind). Tabelle 2 zeigt die Mittelwertsvergleiche getrennt nach Vignetten-Konstellationen. Der deutlichste Geschlechtseffekt ist in der Vignette mit tiefer Bedürftigkeit (verheiratet in kinderloser Ehe) und tiefer Leistung zu verzeichnen. In der Vignette mit hoher Bedürftigkeit (allein erziehend) und hoher Leistung ist der Effekt hingegen nur noch klein (und knapp nicht signifikant). Der Vergleich der ersten Zeile mit der dritten sowie der zweiten mit der vierten liefert nun tatsächlich gewisse Hinweise für den angesprochenen Rollentrennungseffekt: Für Verheiratete sind die Geschlechterdifferenzen jeweils etwas grösser als für Alleinstehende. Das heisst, die nach Meinung der Befragten angemessenen Einkommen für Frauen und Männer liegen weiter auseinander, wenn ein Partner vorhanden ist, und man könnte vermuten, dass die Befragten bei ihrer Bewertung im Falle der verheirateten Personen implizit von einer gewissen Rollentrennung ausgegangen sind. Rein statistisch gesehen

<sup>2</sup>Nicht zuletzt ist der Bedürftigkeitseffekt hinsichtlich des genauen Wortlauts der Vignetten-Frage kritisch zu betrachten: Eventuell kann der Effekt nicht als „Anspruch“ auf ein höheres Einkommen interpretiert werden, sondern eher im Sinne, dass das beschriebene Einkommen „zu wenig um zu überleben“ sei.

ist ja auch die Wahrscheinlichkeit, dass der Ehepartner bzw. die Ehepartnerin der beschriebenen Person einen weiteren substanziellen Beitrag zum Haushaltseinkommen leistet, im Falle der „weiblichen“ Vignette grösser (da Männer häufiger und tendenziell zu höherem Beschäftigungsgrad erwerbstätig sind und im Allgemeinen besser bezahlt werden). Es erfolgt somit eine Vermischung des Geschlechts- und Bedürftigkeitseffekts, denn die Höhe des weiteren Haushaltseinkommens verändert das Ausmass an Bedürftigkeit. Kurz: Die Bewertungen der Vignetten sind asymmetrisch in dem Sinne, dass für verheirateter Frauen implizit von einer geringeren Bedürftigkeit ausgegangen wird als für verheiratete Männer (so kann man zumindest vermuten).

Es zeigt sich zudem eine weitere Asymmetrie: Im Falle hoher Leistungsorientierung sind die Geschlechterdifferenzen jeweils geringer als im Falle tiefer Leistungsorientierung (Vergleich der Effekte in der ersten und zweiten bzw. dritten und vierten Zeile von Tabelle 2). Dies könnte so interpretiert werden, dass Frauen für geringe Leistung stärker „bestraft“ werden als Männer. Es bestehen somit Hinweise, dass Frauen und Männer auch bezüglich der Leistungshonorierung unterschiedlich bewertet werden (Männern wird eine geringe Leistungsorientierung eher „verziehen“).

Die beiden beschriebenen Prozesse können allerdings höchstens als Tendenzen gedeutet werden. Erstens bleibt der Geschlechtseffekt auch bei Alleinstehenden bzw. Personen mit hoher Leistungsorientierung bestehen (zumindest wenn die entsprechenden Gruppen jeweils zusammengelegt werden). Zweitens sind die Unterschiede zwischen den Effekten in Tabelle 2 nicht signifikant. Dies wird in den saturierten Modellen in Tabelle 3 verdeutlicht. Sämtliche Interaktionseffekte sind nicht signifikant, weder einzeln noch zusammen (simultaner Test für das lineare Regressionsmodell:  $p = 0.56$ ).<sup>3</sup> Inferenzstatistisch betrachtet kann also nicht davon ausgegangen werden, dass sich der Geschlechtseffekt zwischen den verschiedenen Vignetten-Konstellationen tatsächlich unterscheidet, auch wenn die besprochenen Tendenzen sehr plausibel erscheinen. Ob die durch unsere Daten angedeuteten Effekte tatsächlich existieren, müsste durch weitere Studien geprüft werden (ggf. mit grösseren Fallzahlen oder modifiziertem Design).

Wir gehen somit für die weiteren Analysen von einem konstanten Geschlechtseffekt bezüglich der unterschiedlichen Vignetten aus und versuchen zu ermitteln, ob der Effekt mit Merkmalen der bewertenden Person zusammenhängt. Eine nahe liegende Frage ist in diesem Kontext, ob der Effekt vom Geschlecht der bewertenden Personen abhängt: Sind es nur die Männer, die ihrem eigenen Geschlecht höhere Einkommen zugestehen, oder diskriminieren sich auch die Frauen selbst?

Durch die Aufnahme personenspezifischer Merkmale verlieren die Daten ihre experimentellen Eigenschaften. Zwar wurden die Befragten den verschiedenen Vignetten per Zufall zugewiesen, d. h. die Vignetten-Faktoren sind unabhängig von den Merkmalen der Versuchspersonen, letztere (z. B. Geschlecht und Bildung der bewertenden Personen) können aber untereinander sehr wohl korreliert sein. Dies kann zumindest teilweise mit Hilfe von multivariaten

---

<sup>3</sup>Genau genommen müssen die folgenden Null-Hypothesen je simultan getestet werden: „Geschl.×Bed.“ = 0 und „Geschl.×Bed.“ + „Geschl.×Bed.×Leist.“ = 0 für den Test geringerer Geschlechterdifferenz im Falle hoher Bedürftigkeit (lineares Regressionsmodell:  $p = 0.57$ ); „Geschl.×Leist.“ = 0 und „Geschl.×Leist.“ + „Geschl.×Bed.×Leist.“ = 0 für den Test geringerer Geschlechterdifferenz im Falle hoher Leistung (lineares Regressionsmodell:  $p = 0.67$ ).

Tabelle 3: Regressionsschätzungen der Effekte der Vignetten-Variablen

	Lineare Regression (OLS)				Ordered Probit				Ordered Logit			
	Modell 1		Modell 2		Modell 1		Modell 2		Modell 1		Modell 2	
	Koef.	t-Wert	Koef.	t-Wert	Koef.	z-Wert	Koef.	z-Wert	Koef.	z-Wert	Koef.	z-Wert
<b>Haupteffekte:</b>												
Geschlecht (1 = männl.)	0.89***	5.82	1.06***	3.61	0.53***	5.79	0.60***	3.42	0.96***	6.03	0.99**	3.28
Bedürftigkeit (1 = hoch)	1.27***	8.38	1.51***	5.13	0.77***	8.27	0.88***	5.00	1.35***	8.23	1.45***	4.64
Leistung (1 = hoch)	1.80***	11.85	2.01***	6.41	1.09***	11.30	1.20***	6.34	2.00***	11.39	2.11***	6.21
<b>Interaktionen:</b>												
Geschl.×Bed.			-0.14	-0.33			-0.02	-0.07			0.06	0.14
Geschl.×Leist.			-0.07	-0.16			-0.00	-0.02			0.07	0.16
Bed.×Leist.			-0.21	-0.50			-0.10	-0.40			-0.09	-0.20
Geschl.×Bed.×Leist.			-0.31	-0.51			-0.24	-0.67			-0.41	-0.66
Konstante	-0.87***	-5.77	-1.04***	-4.93								
(Pseudo-)R <sup>2</sup> und LR	0.310		0.308		0.094	204.54	0.095	207.29	0.099	216.91	0.100	218.46

Abhängige Variable: umgepolte Einkommensbewertung (-5 = „viel zu hoch“ bis 5 = „viel zu niedrig“);  $n = 529$ ; (Pseudo-)R<sup>2</sup>: adjustiertes R<sup>2</sup> (lineare Regression) bzw. Pseudo-R<sup>2</sup> nach McFadden; LR = Likelihood-Ratio; Thresholds von ordered Probit/Logit nicht dargestellt; geeignete Tests liefern keine Hinweise, dass die Proportionalitätsannahme der Odds (Logit) bzw. die Annahme gleicher Koeffizienten über die Antwortkategorien (Probit) verletzt ist. Signifikanz: \*  $p < 0.1$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$  (zweiseitig)

Tabelle 4: Einfluss des Geschlechts der befragten Person (OLS)

	Modell 1		Modell 2		Modell 3	
	Koef.	t-Wert	Koef.	t-Wert	Koef.	t-Wert
Vignetten-Faktoren:						
– Geschlecht (1 = männl.)	0.81***	5.28	0.64**	2.63	0.68**	2.78
– Bedürftigkeit (1 = hoch)	1.29***	8.34	1.28***	8.30	1.54***	6.25
– Leistung (1 = hoch)	1.81***	11.75	1.81***	11.77	1.59***	6.53
Personenvariablen:						
– Geschlecht (1 = männl.)	–0.02	–0.14	–0.16	–0.74	–0.11	–0.34
Vignette×Person:						
– Geschl.×Geschl.			0.29	0.91	0.25	0.78
– Bed.×Geschl.					–0.44	–1.38
– Leist.×Geschl.					0.39	1.24
Konstante	–0.85***	–4.82	–0.77***	–3.84	–0.80**	–3.30
adj. $R^2$	0.314		0.314		0.316	

Abhängige Variable: umgepolte Einkommensbewertung (–5 = „viel zu hoch“ bis 5 = „viel zu niedrig“);  $n = 497$   
 Signifikanzen: +  $p < 0.1$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$  (zweiseitig)

Modellen berücksichtigt werden. Es stellt sich jedoch noch ein weiteres Problem: Bisher sind wir implizit davon ausgegangen, dass die Bewertungen metrisches Skalenniveau aufweisen. Dies ist natürlich fragwürdig. Bevor wir weiterfahren, evaluieren wir deshalb, inwieweit sich diese Annahme auf die Ergebnisse auswirkt. Tabelle 3 stellt die Resultate verschiedener Modellschätzungen gegenüber (OLS-Regression versus ordered Probit bzw. ordered Logit; vgl. zu den Verfahren z. B. Long 1997). Man erkennt sofort, dass sich eine explizite Berücksichtigung des ordinalen Charakters der abhängigen Variablen kaum auf die Schätzergebnisse auswirkt (von Interesse sind hier weniger die Werte der Koeffizienten, sondern vielmehr die  $t$ - bzw.  $z$ -Werte, die im vorliegenden Fall für die signifikanten Koeffizienten jeweils praktisch identisch sind). Wir verzichten im Folgenden deshalb auf die Anwendung der speziellen (mit Zusatzannahmen belasteten) Verfahren für ordinale Daten.

Tabelle 4 zeigt die Schätzergebnisse für den Einfluss des Geschlechts der bewertenden Person. In Modell 1 wird neben den Vignetten-Faktoren lediglich der Haupteffekt des Geschlechts modelliert. Wie man erkennen kann, haben Frauen und Männer das in der Vignette beschriebene Einkommen im Durchschnitt etwa gleich bewertet. Es besteht also keine allgemeine Tendenz bezüglich des Geschlechts der Versuchspersonen. Modell 2 geht der Frage nach, ob der besprochene Effekt des Vignetten-Geschlechts vom Geschlecht der bewertenden Person abhängt (Interaktionseffekt zwischen Vignetten-Faktor und Personenmerkmal). Der Interaktionseffekt ist erwartungsgemäss positiv, d. h. die Einkommensbegünstigung der Männer tritt bei den männlichen Versuchspersonen etwas deutlicher auf als bei den weiblichen, er ist aber ganz klar nicht signifikant. Wichtiger noch: Der Haupteffekt des Vignetten-Geschlechts (Geschlechtseffekt bei weiblichen Bewertungspersonen) bleibt erhalten. Auch Frauen gestehen

also den Männern ein höheres Einkommen zu als den Frauen, d. h. *Frauen diskriminieren sich offensichtlich selbst*. In Modell 3 werden der Vollständigkeit halber noch die Interaktionseffekte zu den weiteren Vignetten-Faktoren aufgenommen. Die Effekte sind zwar nicht signifikant, weisen aber tendenziell auch hier in eine Richtung, die man erwarten würde: Frauen betonen die Bedürftigkeit etwas stärker, während Männer etwas grösseren Wert auf die Honorierung der Leistung legen.

Der besprochene Diskriminierungseffekt hängt also nicht signifikant vom Geschlecht der bewertenden Person ab, d. h. Männer wie auch Frauen wenden unterschiedliche, geschlechtsspezifische Bewertungsmaßstäbe zuungunsten der Frauen an. Wichtig erscheint nun die Frage, ob der Effekt eventuell durch andere Merkmale der Versuchspersonen beeinflusst wird. Vermutet werden könnte etwa ein Zusammenhang zur Geburtskohorte: Der Gedanke der beruflichen Gleichstellung von Frauen und Männern wurde zumindest in der Schweiz erst in der zweiten Hälfte des zwanzigsten Jahrhunderts zunehmend politisiert und dürfte erst in jüngerer Zeit zu einer wichtigen Komponente der Sozialisation geworden sein (der Gleichstellungsartikel wurde erst vor ca. 20 Jahren in die Bundesverfassung aufgenommen; vgl. 1). Mit Blick auf die traditionelle Rollentrennung zwischen Frauen und Männern ist zudem zu überlegen, ob der Effekt nur bei Personen mit allgemein traditionalistischer Werthaltung auftritt. Weiterhin dürfte auch ein Zusammenhang zum Bildungsniveau der Versuchspersonen bestehen, würde man doch von Personen mit höherer Bildung im Allgemeinen eine grössere Sensibilität bezüglich Gleichstellungsfragen erwarten.

Um den Einfluss der Geburtskohorte zu messen, modellieren wir einen linearen Haupt- und Interaktionseffekt des Lebensalters der Versuchspersonen, wobei wir einen positiven Interaktionsterm bezüglich dem Vignetten-Geschlecht erwarten (d. h. zunehmende Diskriminierung mit zunehmendem Alter).<sup>4</sup> Die Ergebnisse in Tabelle 5 (Modell 1) deuten einen solchen Effekt an, er ist jedoch nicht sehr stark und auch nicht signifikant (Zunahme um 0.11 Punkte pro 10 Jahre bei einem mittleren Diskriminierungseffekt von rund 0.8 Punkten). Auffallender ist der signifikant negative Haupteffekt der Alters: Ältere Personen empfinden im Durchschnitt ein tieferes Lohnniveau als angemessen. Dies könnte vielleicht dadurch begründet werden, dass Personen ihr als gerecht empfundenen Referenzeinkommen über die Zeit nicht oder nur teilweise dem generellen Anstieg des nominalen Lohnniveaus anpassen (u. a. da der Effekt auch bei Kontrolle der eigenen ökonomischen Situation erhalten bleibt, wie Zusatzberechnungen zeigen).

Da die politische Rechte stärker an den traditionellen Rollenbildern von Frauen und Männern festhält als die Linke, erwarten wir, dass sich die politische Orientierung der bewertenden Personen auf die Ausprägung des Diskriminierungseffektes auswirkt: Je stärker jemand mit dem politischen Programm der Rechten sympathisiert, desto deutlicher sollte der Effekt auftreten. Auch hier weisen die empirischen Resultate in die erwartete Richtung (Modell 2 in Tabelle 5). Ähnlich wie beim Alter ist allerdings lediglich der negative Haupteffekt signifikant. Wir können somit nicht schliessen, dass die politische Orientierung tatsächlich einen Einfluss auf die Diskriminierungskomponente ausübt. Mit stärkerer politischer Rechts-Orientierung

---

<sup>4</sup>Zu bemerken ist hier, dass mit den vorliegenden Daten nicht zwischen Kohorten- und Lebenszykluseffekten unterschieden werden kann. Ein Alterseffekt könnte ggf. also auch als Lebenszykluseffekt interpretiert werden.

Tabelle 5: Einfluss Alter, politischer Orientierung und Bildung (OLS)

	Modell 1		Modell 2		Modell 3	
	Koef.	t-Wert	Koef.	t-Wert	Koef.	t-Wert
Vignetten-Faktoren:						
– Geschlecht (1 = männl.)	0.68**	2.82	0.69**	2.87	0.61*	2.49
– Bedürftigkeit (1 = hoch)	1.25***	8.12	1.23***	8.07	1.20***	7.84
– Leistung (1 = hoch)	1.79***	11.61	1.81***	11.86	1.81***	11.87
Personenvariablen:						
– Geschlecht (1 = männl.)	–0.09	–0.40	0.02	0.11	–0.03	–0.13
– Alter/10 <sup>a</sup>	–0.18**	–2.67	–0.13 <sup>+</sup>	–1.85	–0.12 <sup>+</sup>	–1.70
– Rechts-Orientierung <sup>a</sup>			–0.20**	–3.24	–0.20**	–3.21
– Bildung (in Jahren) <sup>a</sup>					0.04	1.01
Vignette×Person:						
– Geschl.×Geschl.	0.22	0.69	0.16	0.52	0.29	0.92
– Geschl.×Alter/10 <sup>a</sup>	0.11	1.13	0.08	0.80	0.07	0.69
– Geschl.×Rechts <sup>a</sup>			0.10	1.10	0.09	0.99
– Geschl.×Bildung <sup>a</sup>					–0.14*	–2.37
Konstante	–0.79***	–3.94	–0.84***	–4.23	–0.79***	–3.94
adj. R <sup>2</sup>	0.322		0.338		0.344	

Abhängige Variable: umgepolte Einkommensbewertung (–5 = „viel zu hoch“ bis 5 = „viel zu niedrig“);  $n = 497$

Signifikanzen: <sup>+</sup>  $p < 0.1$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$  (zweiseitig)

<sup>a</sup>zentriert ( $X_i^z = X_i - \bar{X}$ )

scheint sich lediglich das angemessene Einkommensniveau tendenziell zu senken, wobei die Begründung hierfür unklar ist.

Schliesslich bleibt noch der Einfluss der Bildung der Versuchspersonen zu prüfen. Wir erwarten hier einen negativen Interaktionseffekt, d.h. mit zunehmender Bildung sollte der Diskriminierungseffekt abnehmen. Die Resultate in Tabelle 5 unterstützen diese Erwartung (Modell 3). Das Bildungsniveau der bewertenden Personen verändert das durchschnittlich als angemessen betrachtete Einkommen kaum, wirkt sich aber in signifikanter Weise auf den Diskriminierungseffekt aus. Mit zunehmender Bildung wird die Bewertungsdiskrepanz zwischen der „weiblichen“ und „männlichen“ Vignette kleiner und verschwindet für Personen mit einem Abschluss auf höchster Bildungsstufe (18 Jahre) ganz.

## 4 Diskussion

Trotz des auf Verfassungsebene verankerten Grundsatzes der Gleichbehandlung von Frauen und Männern hat das Geschlecht auch heute noch einen Einfluss auf die Höhe des als angemessen betrachteten Einkommens einer Person. Ein gegebenes Einkommen wurde in unserem Vignetten-Experiment unabhängig von Alter, Beruf, Bedürftigkeit und Leistung eher als zu tief

beurteilt, wenn die in der Vignette beschriebene Person männlich war. Das heisst, die Einkommenshöhe in der weiblichen Vignette hätte tiefer angesetzt werden müssen als in der männlichen, um zu einer ausgeglichenen Bewertung zu gelangen. Der Verfassungsgrundsatz des Anspruchs auf gleichen Lohn scheint somit nicht vollumfänglich von den Gesellschaftsmitgliedern getragen zu werden. Erstaunlicherweise gilt dies sogar unabhängig vom Geschlecht der bewertenden Person. Auch Frauen erachteten das Einkommen in der männlichen Vignette signifikant stärker als zu tief, d. h. auch aus Sicht der Frauen *sollen* Männer ein höheres Einkommen erhalten als vergleichbare Frauen.

Über die Gründe für diese Geschlechterdiskriminierung können wir nur spekulieren. Wir nehmen an, dass Sie zumindest Teilweise als statistische Diskriminierung aufgrund der Überlieferung traditioneller Rollenbilder mit dem Mann als Hauptnährer zustande kommt. Diese Rollenbilder können offensichtlich nur schwer abgeworfen werden, da sie ja auch heute noch häufig der Realität entsprechen. Gegen diese These spricht allerdings, dass wir keinen Zusammenhang zwischen dem Alter bzw. der Geburtskohorte und dem Diskriminierungseffekt nachweisen konnten, und auch die politische Rechts-Orientierung als Indikator für eine traditionalistische Werthaltung keinen signifikanten Einfluss ausübt. Einzig die Bildung der Versuchspersonen scheint sich auf die Bewertungsdiskrepanz auszuwirken: Mit zunehmendem Bildungsniveau nimmt die Geschlechterdiskriminierung ab. Diese Abhängigkeit des Diskriminierungseffekts vom Bildungsniveau der bewertenden Personen ist ein Hinweis darauf, dass die Verankerung des Verfassungsgrundsatzes der Gleichberechtigung mit zusätzlicher Aufklärungs- und Sensibilisierungsarbeit oder u. U. generell durch eine Anhebung des Bildungsniveaus weiter gefördert werden kann. Interessant wäre in diesem Zusammenhang, ob auch auf Makro-Ebene ein Zusammenhang zwischen Bildungsstand und Geschlechterdiskriminierung festgestellt werden kann (z. B. im Ländervergleich).

Aus methodischer Sicht ist die Studie als Erfolg zu bewerten. Aufgrund des experimentellen Charakters ist die Vignetten-Analyse in der Lage, Zusammenhänge in einer für die Surveyforschung ungewohnten Schärfe zu identifizieren. So konnten neben der angesprochenen Geschlechterdiskriminierung deutliche Effekte der Bedürftigkeits- und Leistungs-Faktoren nachgewiesen werden. Besonders auch im Rahmen der Diskriminierungsforschung ist die Methode viel versprechend und eine vermehrte Anwendung wäre zu begrüssen.

## Literatur

- Alves, W. M., P. H. Rossi (1978). Who Should Get What? Fairness Judgments of the Distribution of Earnings. *American Journal of Sociology* 84: 541–564.
- Beck, M., K.-D. Opp (2001). Der faktorielle Survey und die Messung von Normen. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 53: 283–306.
- Becker, G. S. (1985). Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor. *Journal of Labor Economics* 3 (Supplement): S33–S58.
- Becker, G. S. (1993) [1964]. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*, 3rd ed. Chicago: Univ. of Chicago Press.
- Bielby, D. D., W. T. Bielby (1988). She Works Hard for the Money: Household Responsibilities and the Allocation of Work Effort. *American Journal of Sociology* 93: 1031–1059.

- Bonjour, D. (1997). Lohndiskriminierung in der Schweiz. Eine ökonometrische Untersuchung. Bern: Haupt.
- Bundesamt für Statistik (Hg.) (2000). Der Weg zur Gleichstellung von Frau und Mann ist noch lang, Pressemitteilung 19/00. Neuchâtel.
- Diekmann, A., H. Engelhardt (1995). Einkommensungleichheit zwischen Frauen und Männern. Eine ökonometrische Analyse der Schweizer Arbeitskräfteerhebung. Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik 131: 57–83.
- Engelhardt, H., B. Jann (2002). Halbe Kraft voraus? Arbeitseinsatz, berufliche Segregation und Löhne von Frauen auf dem Schweizer Arbeitsmarkt. Universität Bern.
- Franz, W. (1996) [1991]. Arbeitsmarktökonomik, 3. Aufl. Berlin: Springer.
- Henneberger, F., A. Sousa-Poza (1999). Geschlechtsspezifische Lohndiskriminierung: Neueste Evidenz von den Mikrodaten aus der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung. Schweizerische Zeitschrift für Soziologie 25: 259–279.
- Jann, B. (2001). Ungleichheit und Gerechtigkeit 2001. Codebuch und Dokumentation. Universität Bern.
- Jasso, G., P. H. Rossi (1977). Distributive Justice and Earned Income. American Sociological Review 42: 639–651.
- Jasso, G., M. Webster Jr. (1997). Double Standards in Just Earnings for Male and Female Workers. Social Psychology Quarterly 60: 66–78.
- Jasso, G., M. Webster Jr. (1999). Assessing the Gender Gap in Just Earnings and Its Underlying Mechanisms. Social Psychology Quarterly 62: 367–380.
- Kugler, P. (1988). Lohndiskriminierung in der Schweiz: Evidenz von Mikrodaten. Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik 124: 23–47.
- Long, J. S. (1997). Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Major, B., D. B. McFarlin und D. Gagnon (1984). Overworked and Underpaid: On the Nature of Gender Differences in Personal Entitlement. Journal of Personality and Social Psychology 47: 1399–1412.
- Mincer, J. (1974). Schooling, Experience, and Earnings. New York: Columbia Univ. Press.
- Müller, G. (1996). Art. 4. In: J.-F. Aubert et al. (Hg.), Kommentar zur Bundesverfassung der Schweizerischen Eidgenossenschaft vom 29. Mai 1874. Basel: Helbing & Lichtenhahn etc.
- Rossi, P. H. (1979). Vignette Analysis: Uncovering the Normative Structure of Complex Judgments. S. 176–186 in: R. K. Merton, J. S. Coleman, P. H. Rossi (eds.), Qualitative and Quantitative Social Research. New York/London: The Free Press.
- Rossi, P. H., S. L. Nock (eds.) (1982). Measuring Social Judgments. The Factorial Survey Approach. Beverly Hills: Sage Publ.
- Willis, R. J. (1992) [1986]. Wage Determinants: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions. S. 525–602 in: O. Ashenfelter und R. Layard (ed.), Handbook of Labor Economics, Vol. 1, 2nd ed. Amsterdam: North-Holland.



## Anhang

### A.1 Anmerkungen zur Operationalisierung

In den Regressionsmodellen in den Tabellen 4 und 5 werden Merkmale der bewertenden Personen einbezogen. Deskriptive Angaben zu den Variablen finden sich in Tabelle 6. Die Variablen wurden wie folgt operationalisiert:

- Geschlecht: 1 = „männlich“, 0 = „weiblich“
- Alter/10: Lebensalter in Jahren; aus Darstellungsgründen geteilt durch 10
- Rechts-Orientierung: Politische Orientierung auf einer Skala von 1 = „ganz links“ bis 10 = „ganz rechts“. Die ursprüngliche Frage lautete: „Wie würden Sie Ihre politische Einstellung auf einer Skala von 1 = ‚ganz links‘ bis 10 = ‚ganz rechts‘ einstufen?“
- Bildung: Höchste abgeschlossene Ausbildung in Jahren gemäss der folgenden Zuordnung: „Keine oder nur obligatorische Schule“ 9 Jahre, „Anlehre, Berufslehre, BMS, Vollzeitberufsschule oder Berufsmaturität“ 10.5 Jahre, „Maturitätsschule, Lehrerseminar, Diplommittelschule, allgemeinbildende Schule, Handelsschule oder Haushaltslehrjahr“ 12 Jahre, „Höhere Berufsausbildung mit Meisterdiplom, Eidgenössischer Fachausweis, Techniker- oder Fachschule“ 12 Jahre, „Höhere Fachschule/Fachhochschule“ 15 Jahre, „Universität, ETH (Lizentiat, Doktorat, Nachdiplom)“ 18 Jahre, „Andere Ausbildung“ 9 Jahre

Um die Interpretation der Regressionsmodelle zu vereinfachen, wurden die Personenmerkmale „Alter/10“, „Rechts-Orientierung“ und „Bildung“ zentriert, d. h. von den einzelnen Werten wurde jeweils der Mittelwert über alle Fälle abgezogen. Bei der Modellierung von Interaktionseffekten entsprechen die Haupteffekte der Vignetten-Faktoren so jeweils dem Effekt am Mittelwert dieser Personenmerkmale.

Tabelle 6: Deskriptive Statistiken zu den Tabellen 4 und 5

<i>n</i> = 497	Mittelwert	Standardabw.	Minimum	Maximum
Umgepolte Einkommensbewertung	1.024	2.067	–5	5
Vignetten-Faktoren:				
– Geschlecht (1 = männl.)	0.487		0	1
– Bedürftigkeit (1 = hoch)	0.505		0	1
– Leistung (1 = hoch)	0.467		0	1
Personenvariablen:				
– Geschlecht (1 = männl.)	0.600		0	1
– Alter/10 <sup>a</sup>	0	1.569	–3.040	4.093
– Rechts-Orientierung <sup>a</sup>	0	1.801	–3.966	5.034
– Bildung (in Jahren) <sup>a</sup>	0	2.701	–3.263	5.737

<sup>a</sup>zentriert, die ursprünglichen Mittelwerte sind 4.873 (Alter/10), 4.966 (Rechts-Orientierung) und 12.263 (Bildung)

## A.2 Die Vignetten

Die drei Vignetten-Faktoren und die Bewertungsskala wurden im Text besprochen. Nachfolgend findet sich noch der genaue Textlaut der acht Vignetten:

*Version A (Geschlecht: männlich; Bedürftigkeit: hoch; Leistung: hoch):*

Herr Meier, 32 jährig, ist kaufmännischer Angestellter. Er ist alleinerziehender Vater von zwei Kindern. Finanziell kommt er nur knapp über die Runden. Er arbeitet engagiert und seine Aufgaben und Pflichten erfüllt er zur vollen Zufriedenheit seines Arbeitgebers. Sein monatliches Bruttoeinkommen beträgt SFr. 4000.–

*Version B (Geschlecht: männlich; Bedürftigkeit: tief; Leistung: hoch):*

Herr Meier, 32 jährig, ist kaufmännischer Angestellter. Er ist verheiratet in kinderloser Ehe. Finanzielle Sorgen kennt er keine. Er arbeitet engagiert und seine Aufgaben und Pflichten erfüllt er zur vollen Zufriedenheit seines Arbeitgebers. Sein monatliches Bruttoeinkommen beträgt SFr. 4000.–

*Version C (Geschlecht: männlich; Bedürftigkeit: hoch; Leistung: tief):*

Herr Meier, 32 jährig, ist kaufmännischer Angestellter. Er ist alleinerziehender Vater von zwei Kindern. Finanziell kommt er nur knapp über die Runden. Sein berufliches Engagement lässt zu Wünschen übrig und die Anforderungen an seine Leistung erfüllt er nur knapp. Sein monatliches Bruttoeinkommen beträgt SFr. 4000.–

*Version D (Geschlecht: männlich; Bedürftigkeit: tief; Leistung: tief):*

Herr Meier, 32 jährig, ist kaufmännischer Angestellter. Er ist verheiratet in kinderloser Ehe. Finanzielle Sorgen kennt er keine. Sein berufliches Engagement lässt zu Wünschen übrig und die Anforderungen an seine Leistung erfüllt er nur knapp. Sein monatliches Bruttoeinkommen beträgt SFr. 4000.–

*Version E (Geschlecht: weiblich; Bedürftigkeit: hoch; Leistung: hoch):*

Frau Meier, 32 jährig, ist kaufmännische Angestellte. Sie ist alleinerziehende Mutter von zwei Kindern. Finanziell kommt sie nur knapp über die Runden. Sie arbeitet engagiert und ihre Aufgaben und Pflichten erfüllt sie zur vollen Zufriedenheit ihres Arbeitgebers. Ihr monatliches Bruttoeinkommen beträgt SFr. 4000.–

*Version F (Geschlecht: weiblich; Bedürftigkeit: tief; Leistung: hoch):*

Frau Meier, 32 jährig, ist kaufmännische Angestellte. Sie ist verheiratet in kinderloser Ehe. Finanzielle Sorgen kennt sie keine. Sie arbeitet engagiert und ihre Aufgaben und Pflichten erfüllt sie zur vollen Zufriedenheit ihres Arbeitgebers. Ihr monatliches Bruttoeinkommen beträgt SFr. 4000.–

*Version G (Geschlecht: weiblich; Bedürftigkeit: hoch; Leistung: tief):*

Frau Meier, 32-jährig, ist kaufmännische Angestellte. Sie ist alleinerziehende Mutter von zwei Kindern. Finanziell kommt sie nur knapp über die Runden. Ihr berufliches Engagement lässt zu Wünschen übrig und die Anforderungen an ihre Leistung erfüllt sie nur knapp. Ihr monatliches Bruttoeinkommen beträgt SFr. 4000.–

*Version H (Geschlecht: weiblich; Bedürftigkeit: tief; Leistung: tief):*

Frau Meier, 32-jährig, ist kaufmännische Angestellte. Sie ist verheiratet in kinderloser Ehe. Finanzielle Sorgen kennt sie keine. Ihr berufliches Engagement lässt zu Wünschen übrig und die Anforderungen an ihre Leistung erfüllt sie nur knapp. Ihr monatliches Bruttoeinkommen beträgt SFr. 4000.–

### **A.3 Artikel 8 der Bundesverfassung**

*Quelle:* Bundesverfassung der Schweizerischen Eidgenossenschaft vom 18. April 1999 (Stand: 14. Mai 2002)

Art. 8 Rechtsgleichheit

<sup>1</sup> Alle Menschen sind vor dem Gesetz gleich.

<sup>2</sup> Niemand darf diskriminiert werden, namentlich nicht wegen der Herkunft, der Rasse, des Geschlechts, des Alters, der Sprache, der sozialen Stellung, der Lebensform, der religiösen, weltanschaulichen oder politischen Überzeugung oder wegen einer körperlichen, geistigen oder psychischen Behinderung.

<sup>3</sup> Mann und Frau sind gleichberechtigt. Das Gesetz sorgt für ihre rechtliche und tatsächliche Gleichstellung, vor allem in Familie, Ausbildung und Arbeit. Mann und Frau haben Anspruch auf gleichen Lohn für gleichwertige Arbeit.

<sup>4</sup> Das Gesetz sieht Massnahmen zur Beseitigung von Benachteiligungen der Behinderten vor.